

Documento de Trabajo

9218

PREVISION DE RENDIMIENTOS EN LA  
BOLSA DE MADRID BAJO LA HIPO-  
TESIS DE LA EFICIENCIA

Rafael Flores de Frutos

X480052518



FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES.  
UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID.  
Campus de Somosaguas. 28223 MADRID.

PREVISION DE RENDIMIENTOS EN LA BOLSA DE MADRID  
BAJO LA HIPOTESIS DE EFICIENCIA

Rafael Flores de Frutos\*

(\*) Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Ciencias  
Económicas y Empresariales. Departamento de Economía  
Cuantitativa. Campus de Somosaguas, 28023 Madrid. Télf. 3942370

## Resumen:

Bajo la hipótesis de eficiencia, se estudia el grado de previsibilidad de los rendimientos mensuales de la Bolsa de Madrid. Al mismo tiempo, se estudia la capacidad del Modelo de Mercados Eficientes, con tipos de interés variables, para explicar el comportamiento de las cotizaciones reales mensuales en dicho mercado. El bajo grado de previsibilidad de los rendimientos así como el aceptable comportamiento del Modelo de Mercados Eficientes, parecen apoyar la hipótesis de eficiencia en este mercado.

## Abstract:

Under efficiency, this paper studies the predictability of monthly stocks returns in the Madrid Stock Market. At the same time, the ability of the Efficient Markets Model to explain real stock prices is tested. Both, the low degree achieved in forecasting monthly stock returns and the good performance showed by the Efficient Market Model support efficiency in that market.

## 1. Introducción

En economía financiera se dice que el rendimiento de una acción es previsible, si la función de previsión asociada al proceso estocástico generador de los datos, es distinta de una constante.

La previsibilidad de los rendimientos de bolsa es un tema sobre el que se viene discutiendo desde hace más de 20 años. Recientemente han aparecido un gran número de trabajos, empíricos y teóricos, apoyando esta hipótesis. Entre ellos se encuentran los trabajos de Fama y Schwert(1977), Shiller(1984), Kein y Stambaugh(1986), Summers(1986), Campbell(1987), French, Schwert y Stambaugh(1987), Poterba y Summers(1988), West(1988), Campbell y Shiller(1988a y b), Fama y French(1988a y b), Shiler(1989), Balvers, Cosimano y Mc.Donad(1990) y Chen(1991).

El apoyo masivo recibido por esta hipótesis ha reconducido la discusión a su punto de origen. Pocos autores parecen dudar de la previsibilidad de los rendimientos de bolsa, la cuestión relevante es: ¿Por qué es posible preverlos?.

Existen dos tipos de respuestas, ligadas a los defensores y detractores respectivamente de la hipótesis de eficiencia:

(1) Los agentes se comportan de acuerdo con un modelo de equilibrio general, que permite rendimientos reales variables en el tiempo. Dichos rendimientos están relacionados con variables reales, tales como producción, tipos de interés, etc.; por consiguiente, la previsibilidad de dichos rendimientos es una consecuencia de la previsibilidad de las variables reales relacionadas con ellos. En esta línea se encuentran los trabajos

de Fama y French(1988a), Balvers, Cosimano y Mc.Donald(1990) y Chen(1991), entre otros.

(2) Los mercados bursátiles presentan algún tipo de ineficiencia o irracionalidad en el uso de la información. La previsibilidad de los rendimientos en este caso, es consecuencia de la existencia de modas, burbujas especulativas o errores sistemáticos en el tratamiento de la información. Dentro de esta otra línea de pensamiento se encuentran los trabajos de Shiller(1984 y 1989), Summers(1986), Proterba y Summers(1988) y West(1988), entre otros.

La discusión ahora se centra en determinar si los mercados bursátiles son eficientes o no, entendiendo por eficiencia el uso racional de la información en un contexto de equilibrio.

El argumento más utilizado en favor de la hipótesis de eficiencia está relacionado con el bajo grado de previsibilidad que presentan los rendimientos diarios, semanales o mensuales. Un grado de previsibilidad bajo es compatible con el modelo de mercados eficientes más simple, esto es, el modelo en el que la cotización real de las acciones es el valor presente esperado del flujo de dividendos, descontados a un tipo de interés constante.

Frente a este argumento, los contrarios a la hipótesis de eficiencia aportan evidencia empírica en favor de un alto grado de previsibilidad de los rendimientos de bolsa, grado que aumenta al ampliarse el plazo para el que dichos rendimientos se calculan, uno, dos ó más años.

Los defensores de la hipótesis dudan de la evidencia empírica anterior, se basan en que el escaso número de observaciones disponibles, para el cálculo de rendimientos

superiores al año, puede influir en el grado de previsibilidad. Además, argumentan que previsibilidad no es sinónimo de falta de eficiencia, aquella puede justificarse por la vía de modelos de equilibrio con rendimientos reales variables.

La evidencia empírica aportada sobre previsibilidad más eficiencia es, a juicio de los contrarios a la hipótesis, por ahora débil. Si bien es cierto que los datos apoyan determinadas implicaciones de los modelos teóricos de equilibrio, no se han conseguido modelos econométricos capaces de explicar satisfactoriamente el comportamiento, demasiado volátil, de los rendimientos reales.

El objetivo de este trabajo es llevar a cabo un análisis econométrico con datos mensuales de la economía española que responda, al menos inicialmente, a dos cuestiones importantes relacionadas con la discusión anterior:

(a) Bajo la hipótesis de eficiencia, ¿cual es el grado de previsibilidad de los rendimientos mensuales de la Bolsa de Madrid?.

(b) ¿Qué capacidad tiene el Modelo de Mercados Eficientes, con tipos de interés variables, para explicar el comportamiento de la cotización mensual, real, de una acción en la Bolsa de Madrid?.

Este trabajo intenta responder las preguntas anteriores a través de la estimación directa, de una versión lineal en logaritmos, del Modelo de Mercados Eficientes con tipos de interés variables.

El modelo teórico y su linealización, se exponen en la Sección 2. La Sección 3 incluye los análisis univariantes y de

intervención de las series temporales analizadas. La Sección 4 presenta la versión empírica del modelo teórico desarrollado en la Sección 2. Y por último, la Sección 5 resume los resultados más importantes así como algunas posibles extensiones del análisis.

## 2. El Modelo de Mercados Eficientes

Uno de los modelos teóricos más utilizados para explicar el comportamiento de la cotización real de una acción, es el modelo de Mercados Eficientes con tipos de interés variables [véase Shiller(1989), cap. 4].

Este modelo establece que la cotización real de una acción, cotización nominal deflactada por un índice de precios, en un período de tiempo  $t$ ,  $P_t$ , es la esperanza condicionada en  $t$  del valor presente de los dividendos reales futuros,  $D_{t+k}$  ( $k \geq 0$ ), descontados a los tipos de interés reales futuros  $r_{t+k}$  ( $k \geq 0$ ):

$$P_t = E_t[P_t^*] \quad (1)$$

$$P_t^* = \sum_{k=0}^{\infty} D_{t+k} \prod_{j=0}^k \gamma_{t+j}$$

donde  $P_t^*$  es el valor presente descontado de los dividendos futuros y  $\gamma_{t+j} = (1 + r_{t+j})^{-1}$ , siendo  $r_{t+j}$  el tipo de interés real en el período  $t+j$ .

En el desarrollo de este tipo de modelos es habitual suponer que  $P_t$  se observa al principio del período  $t$ , mientras que  $r_t$  y  $D_t$  no se observan hasta el final del período  $t$ , o principio del

período  $t+1$ .

Campbell y Shiller(1988b) demuestran que  $\ln(P_t) \equiv p_t$  se puede expresar como:

$$p_t = - \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t(r_{t+j}) + (1-\rho) \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t(d_{t+j}) + \rho^i E_t(p_{t+i}) + \frac{(1-\rho^i)}{(1-\rho)} (k-c) \quad (2)$$

donde,

$$\begin{aligned} \rho &= \frac{1}{1+e^\delta} \\ \delta &= E[\ln(D_{t-1}) - \ln(P_t)] \\ d_t &= \ln(D_t) \\ k &= \ln(1+e^\delta) - \delta(1-\rho) \end{aligned}$$

La ecuación (2) es una aproximación lineal en logaritmos a (1). Dicha aproximación es válida si se verifican (a)-(c):

(a) La variable  $\delta_t = \ln(D_{t-1}) - \ln(P_t)$  es estacionaria.

(b) El "ln" del rendimiento de la acción en un período:

$$h_{1t} = \ln\left(\frac{P_{t+1} + D_t}{P_t}\right)$$

se puede aproximar adecuadamente como:

$$\xi_{1t} = (1-\rho)d_t + \rho p_{t+1} - p_t + k$$

donde  $\xi_{1t}$  es el término de primer orden en la expansión de Taylor para  $h_{1t}$ , en torno a  $\delta_t = \delta$ .

(c) El valor esperado en  $t$ , del rendimiento por período de la acción, es igual a la expectativa en  $t$ , del tipo de interés



real de descuento, más una constante "c":

$$E_t(\xi_{1t}) = E_t(r_t) + c$$

La expresión (2) sugiere que la cotización real de una acción en el período  $t$ , depende de las expectativas que los agentes forman en  $t$ , acerca de:

- (1) Los tipos de interés reales futuros.
- (2) Los dividendos reales futuros.
- (3) La cotización de la acción en  $t+1$

El modelo (2) [véase Shiller(1989), Cap. 4] también puede expresarse como:

$$p_t = - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t(r_{t+j}) + \sum_{j=0}^{\infty} (1-\rho) \rho^j E_t(d_{t+j}) + \frac{(k-c)}{(1-\rho)} \quad (3)$$

En (3) la cotización real de una acción en  $t$ , depende de un número infinito de expectativas, todas con el mismo origen ( $t$ ) pero horizontes cada vez más lejanos. No obstante, si se verifica que a partir de ciertos horizontes de previsión,  $l_r$  y  $l_d$ :

$$E_t(r_{t+l_r}) = E_t(r_{t+l_r+s}) \quad \forall s \geq 0 \quad (4)$$

$$E_t(d_{t+l_d}) = E_t(d_{t+l_d+s}) \quad \forall s \geq 0 \quad (5)$$

entonces (3) puede expresarse como:

$$p_t = - \sum_{j=0}^{l_r-1} \rho^j E_t(r_{t+j}) + \sum_{j=0}^{l_d-1} (1-\rho) \rho^j E_t(d_{t+j}) -$$

$$- \frac{\rho^{l_r}}{1-\rho} E_t(r_{t+l_r}) + \rho^{l_d} E_t(d_{t+l_d}) + \frac{k-c}{1-\rho} \quad (6)$$

Cuando  $l_r=l_d=0$  esta expresión se reduce a:

$$p_t = - \frac{1}{1-\rho} E_t(r_t) + E_t(d_t) + \frac{k-c}{1-\rho}$$

El supuesto (4) no es muy restrictivo, ya que los tipos de interés suelen seguir paseos aleatorios o procesos muy parecidos a este, con lo que  $E_t(r_t) = E_t(r_{t+s})$  para todo  $s > 0$ .

Al no disponer de datos mensuales para  $d_t$ , el supuesto (5) es difícil de evaluar. Sin embargo este supuesto no constituye una restricción adicional importante, ya que previamente se ha supuesto estacionariedad para  $\delta_t$ . De esta manera, si  $\ln(P_t)$  es integrada de orden 1,  $\ln(D_{t-1})$  tiene que ser integrada de orden 1 también. Si además  $\ln(D_{t-1})$  se puede aproximar adecuadamente por un proceso IMA(1,q), (5) sería estrictamente cierto para  $l_d=q$ .

Si suponemos que  $r_t$  y  $d_t$  vienen generadas por los procesos ARIMA:

$$\begin{aligned} r_t &= \psi_r(B) a_{rt} \\ d_t &= \psi_d(B) a_{dt} \end{aligned}$$

se puede conseguir una parametrización alternativa del modelo (6), descomponiendo las expectativas condicionadas en  $t$ , como suma de dos componentes independientes:

$$\begin{aligned} E_t(r_{t+j}) &= E_{t-1}(r_{t+j}) + \psi_{r,j+1} a_{rt-1} \\ E_t(d_{t+j}) &= E_{t-1}(d_{t+j}) + \psi_{d,j+1} a_{dt-1} \end{aligned}$$

donde  $\psi_{r,j+1}$  y  $\psi_{d,j+1}$  son los coeficientes de las potencias  $j$  de  $\psi_r(B)$  y  $\psi_d(B)$  respectivamente. Las variables aleatorias  $a_{rt-1}$  y  $a_{dt-1}$  aparecen fechadas en el instante  $t-1$ , debido a que se ha supuesto que  $r_t$  y  $d_t$  no se conocen hasta el final del período  $t$ .

Utilizando la descomposición anterior, el modelo (6) queda:

$$p_t = - \sum_{j=0}^{l_r-1} \rho^j E_{t-1}(r_{t+j}) + \sum_{j=0}^{l_d-1} (1-\rho) \rho^j E_{t-1}(d_{t+j}) -$$

$$- \frac{\rho^{l_r}}{1-\rho} E_{t-1}(r_{t+l_r}) + \rho^{l_d} E_{t-1}(d_{t+l_d}) -$$

$$- \left( \sum_{j=0}^{l_r-1} \rho^j \psi_{r,j+1} + \frac{\rho^{l_r}}{1-\rho} \psi_{r,l_r+1} \right) a_{rt-1} +$$

$$+ ((1-\rho) \sum_{j=0}^{l_d-1} \rho^j \psi_{d,j+1} + \rho^{l_d} \psi_{d,l_d+1}) a_{dt-1} + \frac{k-c}{1-\rho} \quad (7)$$

La parametrización (7) es especialmente interesante, ya que permite evaluar de forma independiente, el efecto que tienen

sobre  $p_t$  dos tipos de información distintos. Por un lado la información específica al período  $t$ , recogida en  $a_{rt-1}$  y  $a_{dt-1}$ , y por otro lado la información anterior a dicho período, recogida en las esperanzas condicionadas  $E_{t-1}(\cdot)$ . Puede darse el caso de que alguna de estas dos clases de información no sea relevante en la explicación de  $p_t$ ; concretamente, si al estimar el modelo (7) resulta que los coeficientes asociados a las esperanzas condicionadas no son estadísticamente significativos, puede concluirse que, en la explicación del comportamiento de  $p_t$ , sólo son relevantes los "shocks" no anticipados. En tal caso, ni los tipos de interés ni los dividendos reales observados ayudarán a prever  $p_t$ .

Si, por el contrario, dicha información es relevante en la explicación de  $p_t$ , habríamos encontrado un conjunto de indicadores adelantados para  $p_t$ . En cualquier caso, este hecho no garantiza por sí sólo que las previsiones obtenidas, utilizando modelos del tipo (6) o (7), vayan a mejorar las previsiones univariantes de  $p_t$ , ello dependerá de la magnitud de los coeficientes asociados a los "shocks" no anticipados y de la varianza asociada a dichos "shocks".

Si a las expresiones (6) y (7) se les añade un error estocástico,  $N_t$ , y suponemos que dicho error es independiente de las variables  $E_t(\cdot)$ , las citadas expresiones se convierten en sendos modelos de función de transferencia [Box y Jenkins(1970)]. La presencia de este término de error puede justificarse argumentando que "c" en (6) y (7) no tiene por qué ser una constante, de hecho algunos autores (véase por ejemplo Merton, 1980) la consideran una variable aleatoria proporcional

a la volatilidad de la acción.

Siguiendo la metodología Box-Jenkins, a lo largo de las secciones 3 y 4, se elaboran dos modelos de función de transferencia, versiones empíricas de las especificaciones teóricas (6) y (7) respectivamente. Nótese que para poder construir dichos modelos es necesario disponer de estimaciones de las variables no observables  $E_t(r_{t+j})$  y  $E_t(d_{t+j})$ . Para ello se necesitan dos supuestos: (1) Un supuesto acerca del conjunto de información que manejan los agentes y (2) otro acerca del mecanismo generador de las expectativas. Los supuestos concretos que se utilizan en el análisis empírico, así como los modelos univariantes y de intervención necesarios, se discuten en la Sección 3.

El número de variables explicativas (inputs) de los modelos (6) y (7) depende de los valores concretos que tomen  $l_r$  y  $l_d$ . Estos últimos se pueden determinar en la práctica, utilizando un mecanismo generador de expectativas concreto y observando para qué valores de  $l_r$  y  $l_d$  se verifican (4) y (5).

Los modelos (6) y (7), comparados con un modelo general de función de transferencia, contienen dos tipos de restricciones: (a) sólo incorporan efectos instantáneos en las funciones de respuesta de las variables inputs y (b) los parámetros asociados a las distintas variables explicativas no son independientes.

El contraste de las restricciones (a) es inmediato siguiendo la metodología Box-Jenkins para la elaboración de modelos de función de transferencia, basta con calcular las funciones de correlación cruzada correspondientes y observar si presentan correlaciones significativas en retardos distintos de cero. El

contraste del segundo tipo de restricciones es más complicado ya que son restricciones no lineales entre parámetros, además, las restricciones concretas a contrastar (incluso la necesidad de realizar dicho contraste) dependen del número de inputs del modelo de transferencia. La estrategia general que se sigue en el análisis empírico es la de no incorporar a priori ningún tipo de restricción.

### 3. Análisis Univariantes y de Intervención

En esta Sección se presentan los análisis univariantes (US) y de intervención (UTI), previos a la elaboración de los modelos de función de transferencia de la Sección 4.

Las series de datos que se utilizan en el análisis empírico constan de 91 observaciones mensuales, correspondientes al período 1/1983 - 7/1990. En todos los casos, la Fuente utilizada ha sido la publicación "Apuntes y Documentos Económicos. Economía Española: Series Históricas". Mayo 1991. Dirección General de Previsión y Coyuntura. Ministerio de Economía y Hacienda.

Las series utilizadas son las siguientes:

$p_t$  : Cotización real. Definida como el "ln" del Índice General de Cotizaciones en la Bolsa de Madrid (datos fin de mes), menos el "ln" del Índice General de Precios al Consumo (IPC).

$r_t$  : Tipo de interés real. Definido como el "ln" de  $(1 +$  el tipo de interés interbancario a 6 meses), menos la tasa logarítmica de variación mensual del IPC.

$Y_t$  : Producción. Definida como el "ln" del Índice de Producción Industrial (IPI).

Debido a la falta de datos mensuales, la variable "ln" de los dividendos reales se ha sustituido por la variable  $LFMA_t$  que se define como el "ln" de  $FMY_t$ , donde:

$$FMY_t = \sum_{\tau=0}^{11} IPI_{t-\tau}$$

La variable  $LFMA_t$  es el "ln" del flujo móvil anual de IPI. Supondremos que  $E_t(d_{t+k})$  para  $k \geq 0$ , está directamente relacionada con  $E_t(LFMA_{t+k})$  para  $k \geq 0$ , de tal manera que la segunda puede utilizarse como "proxy" de la primera. Balvers Cosimano y Mc.Donald(1990) también realizan esta aproximación. Chen(1991) considera esta variable como una "proxy" de lo que llama "la salud" de la economía y relaciona directamente, los dividendos esperados con las expectativas sobre esta variable.

A partir de  $p_t$ ,  $r_t$  e  $y_t$  se han elaborado las siguientes variables que se utilizarán al especificar la versión empírica de (7):

$a_{r,t}$  : Shock no anticipado del tipo de interés real. Se define como  $E_t(r_t) - E_{t-1}(r_t)$ .

$\eta_{f,t}$  : Shock no anticipado del  $LFMA_t$ . Se define como  $E_t(LFMA_t) - E_{t-1}(LFMA_t)$ .

Tanto  $a_{r,t}$  como  $\eta_{f,t}$  constan de 78 observaciones mensuales, correspondientes al período 2/1984 - 7/1990 (se pierden 13

observaciones, de las 91 iniciales, al aplicar el operador  $\nabla_{12}$ ).

Las expectativas se han calculado utilizando modelos estocásticos univariantes o de intervención. Para los tipos de interés se ha empleado el modelo US de  $r_t$  y para el "ln" del flujo móvil anual del IPI, se ha empleado el modelo UTI de  $y_t$  junto con la definición de  $LFMA_t$ .

El empleo de otros mecanismos generadores de expectativas más complejos, es una clara extensión de este análisis. Sin embargo pensamos que, dado lo difícil en la práctica que resulta mejorar las previsiones univariantes de estas variables, los nuevos resultados (empleando dichos mecanismos) puede que no sean muy diferentes a los obtenidos en este trabajo.

Los Cuadros 1-4 resumen los resultados de los análisis US y UTI llevados a cabo sobre  $p_t$ ,  $r_t$ ,  $y_t$  y  $\eta_{f,t}$ . De la variable  $a_{rt}$  no se presenta el análisis US debido a que por construcción es proporcional al residuo de  $r_t$ . Para  $\eta_{f,t}$  se presenta su análisis US con objeto de comprobar que efectivamente sigue un proceso de ruido blanco.

En el Apéndice A se presenta un resumen gráfico de la etapa de diagnosis correspondiente a cada modelo. Se incluyen gráficos estandarizados de las series de residuos, correlogramas (acf) y correlogramas parciales (pacf).



## Cuadro 1. Cotización real: 1/1983 - 7/1990

$$p_t = \begin{pmatrix} .19 \\ (.06) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .19B \\ (.06) \end{pmatrix} \xi_t^{s,2/86} + \begin{pmatrix} .14 \\ (.06) \end{pmatrix} \xi_t^{s,1/87} - \begin{pmatrix} .34 \\ (.06) \end{pmatrix} \xi_t^{s,10/87} + N_t$$

$$\begin{pmatrix} 1+.25B^{12} \\ (.11) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .35B^{24} \\ (.11) \end{pmatrix} \nabla \nabla_{12} N_t = \begin{pmatrix} 1- .76B^{12} \\ (.06) \end{pmatrix} a_t$$

$$\begin{aligned} \bar{a} &= .0005 (.0058) \\ \sigma_a \times 100 &= 5.55 \\ \text{Asimetría} &= .10 \\ \text{Curtosis} &= 3.06 \\ Q(39) &= 21.3 \end{aligned}$$

Valores extremos ( $\sigma_a$ ):

$$\begin{aligned} 10/85 & (2.1) \\ 3/87 & (-2.5) \\ 1/90 & (2.0) \end{aligned}$$

## Notas:

- (1) Desviaciones típicas en paréntesis.
- (2) El valor de  $Q(39)$  corresponde al estadístico de Ljung-Box con 39 grados de libertad.
- (3)  $\xi_t^{s,t^*}$  es una variable ficticia tipo escalón en  $t=t^*$ .

## Cuadro 2. Tipo de interés real: 1/1983 - 7/1990

$$\begin{array}{l} (1+.18B) \nabla \nabla_{12} r_t = (1- .89B^{12}) a_t \\ (.11) \qquad \qquad \qquad (.04) \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \bar{a} = -.0002 (.0009) \\ \sigma_a \times 100 = .90 \\ \text{Asimetría} = .39 \\ \text{Curtosis} = 2.74 \\ Q(39) = 39.7 \end{array}$$

Valores extremos ( $\sigma_a$ ):  
6/85 (2.1)

Ver notas al Cuadro 1

## Cuadro 3. Índice de Producción Industrial: 1/1983 - 7/1990

$$y_t = -.05 \xi_t^{SS} + .07 \xi_t^{I, 7/87} + N_t$$

(.01)            (.02)

$$(1 - .55B^{12} + .66B^{24}) \nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .83B) (1 - .79B^{12}) a_t$$

(.07)            (.07)            (.06)            (.05)

$$\bar{a} = .0019 (.0027)$$

$$\sigma_a \times 100 = 2.58$$

$$\text{Asimetría} = .01$$

$$\text{Curtosis} = 2.67$$

$$Q(39) = 41.8$$

Valores extremos ( $\sigma_a$ ):

$$12/85 (2.2)$$

$$6/89 (2.5)$$

$$12/89 (2.4)$$

Ver notas al Cuadro 1, junto con:

- (1)  $\xi_t^{I, t^*}$  es una variable ficticia tipo impulso en  $t=t^*$ .
- (2)  $\xi_t^{SS}$  es una variable ficticia que recoge el efecto de la Semana Santa.

## Cuadro 4. Shock de producción en t: 2/1984 - 7/1990

$$\eta_{ft} = a_t$$

$\bar{a} = .0002(.0003)$   
 $\sigma_a \times 100 = .23$   
Asimetria = .08  
Curtosis = 3.42  
 $Q(39) = 35.4$

Valores extremos( $\sigma_a$ ):  
12/85(2.3)  
6/89(2.9)  
12/89(2.7)  
4/90(2.1)

Ver notas al Cuadro 1

De estos análisis cabe destacar lo siguiente:

(1) La serie  $p_t$  presenta fuertes valores extremos en 2/86, 3/86, 1/87 y 10/87. Las tres anomalías se han modelizado como cambios permanentes en el nivel de la serie.

En 2/86 y 3/86, se produjeron dos aumentos permanentes consecutivos en el nivel de  $p_t$ , probablemente debidos a un mismo fenómeno. En ambos casos, el aumento se evaluó en un 19%. En 1/87 el aumento registrado fué del 14%, mientras que en 10/87 se produjo una caída permanente del nivel de la serie de aproximadamente un 34%.

Como veremos más adelante, ninguna de estas anomalías puede justificarse por cambios en las expectativas acerca de la evolución de los tipos de interés o de la producción.

Las anomalías registradas en el año 1986 coinciden con importantes subscripciones de Pagars del Tesoro. La afloración de fuertes cantidades de "dinero negro" puede ser otra de las causas de este comportamiento atípico en  $p_t$ .

Hasta 12/86, en la elaboración del Índice General de Cotizaciones, se tomó como base las cotizaciones de cierre registradas en el último día bursátil del año precedente. A partir de 1/87, se toma como base 100 la cotización bursátil del último día hábil de 1985. Una deficiencia en el enlace de ambas series de datos puede ser la causa de la anomalía registrada en 1/87.

Por otro lado, en el año 1987 se produjo el "crash" de la Bolsa de Nueva York así como la crisis de la empresa eléctrica FECSA. La fuerte caída registrada en  $p_t$  durante 10/87 podría

estar relacionada con estos fenómenos.

(2) La serie  $p_t$  no tiene una estructura de paseo aleatorio, sin embargo sigue un proceso muy parecido a éste (basta con obtener su representación "psi" para darse cuenta que coincide prácticamente con la de un paseo aleatorio). La presencia del operador  $\nabla_{12}$  se debe a que el IPC forma parte de la definición de  $p_t$ . Un análisis UTI del Índice General de Cotizaciones (sin deflactar por IPC) demuestra que esta variable sigue un paseo aleatorio con constante .020 (d.t.=.005) y desviación típica residual de 5.11%. En este último análisis también figuran las anomalías detectadas en  $p_t$ , con lo que la estructura estocástica adicional presente en  $p_t$  se debe al IPC.

(3) El Índice de Producción Industrial no presenta graves anomalías, tan sólo un aumento transitorio del 7% en el nivel de 7/87.

(4) La serie  $\eta_{f,t}$ , calculada a partir del modelo UTI para  $y_t$ , resulta ser ruido blanco, tal como se esperaba.

#### 4. Modelos de Función de Transferencia

En esta Sección se presentan los resultados del proceso de elaboración de dos modelos de función de transferencia para la serie  $p_t$ .

El primero, modelo UT1, es la versión empírica del modelo teórico (6). Este modelo incorpora como variables inputs estocásticas  $E_t(r_t)$  y  $E_t(LFMA_t)$ . Tanto en el caso de  $r_t$  como en el de  $LFMA_t$ , (4) y (5) se verifican a partir de  $l_r=l_d=0$ .

El segundo modelo, modelo UT2, es la versión empírica del modelo (7).

Con objeto de investigar las relaciones entre las variables input del modelo UT1, se calculó la función de correlaciones cruzadas entre  $r_t$  e  $y_t$ , preblanqueadas con sus respectivos modelos US. Este análisis sugirió la elaboración de un modelo UT, de  $y_t$  versus  $r_t$ . Ninguna parametrización de la función de transferencia resultó ser estadísticamente significativa.

A la vista de estos resultados decidimos utilizar la hipótesis de independencia estocástica entre inputs, como una hipótesis de trabajo aceptable. Nótese que la independencia estocástica entre los inputs del modelo (6) implica independencia estocástica de los inputs del modelo UT2.

Los modelos de transferencia UT1 y UT2 se presentan en los Cuadros 5 y 6. En el Apéndice B se presenta un resumen gráfico de la etapa de diagnosis de estos dos modelos. Se incluyen gráficos estandarizados de las series de residuos, correlogramas, correlogramas parciales y funciones de correlaciones cruzadas (ccf).

## Cuadro 5. Modelo UT1: 2/1984 - 7/1990

$$p_t = \left( \begin{smallmatrix} .22+ \\ (.05) \end{smallmatrix} \begin{smallmatrix} .20B \\ (.04) \end{smallmatrix} \right) \xi_t^{s,2/86} + \left( \begin{smallmatrix} .16 \\ (.05) \end{smallmatrix} \right) \xi_t^{s,1/87} - \left( \begin{smallmatrix} .35 \\ (.04) \end{smallmatrix} \right) \xi_t^{s,10/87} -$$

$$\begin{matrix} -1.83E_t(r_t) + & 4.03E_t(LFMA_t) + N_t \\ (.46) & (1.24) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} (1-.08B+ & .35B^2) \nabla N_t = a_t \\ (.11) & (.11) \end{matrix}$$

$$\begin{aligned} \bar{a} &= .0023 (.0052) \\ \sigma_a \times 100 &= 4.54 \\ \text{Asimetría} &= .09 \\ \text{Curtosis} &= 2.35 \\ Q_{acf}(39) &= 18.1 \\ Q_{ccf,r}(40) &= 39.4 \\ Q_{ccf,f}(40) &= 39.7 \end{aligned}$$

Valores extremos ( $\sigma_a$ ):  
 1/85 (2.1)  
 7/87 (2.1)

Ver notas al Cuadro 1



## Cuadro 6. Modelo UT2: 2/1984 - 7/1990

$$p_t = (.23 + .19B) \xi_t^{s,2/86} + .15 \xi_t^{s,1/87} - .35 \xi_t^{s,10/87} -$$

(.05) (.05)                      (.04)                      (.04)

$$-2.06E_{t-1}(r_t) - 2.11a_{rt} + 4.64E_{t-1}(LFMA_t) + 2.94\eta_{ft} + N_t$$

(.58)                      (.59)                      (1.32)                      (1.62)

$$(1 - .09B + .38B^2) \nabla N_t = a_t$$

(.11) (.11)

$$\bar{a} = .0006 (.0051)$$

$$\sigma_a \times 100 = 4.50$$

$$\text{Asimetría} = .05$$

$$\text{Curtosis} = 3.12$$

$$Q_{acf}(39) = 16.9$$

$$Q_{ccf,r}(40) = 40.6$$

$$Q_{ccf,ar}(40) = 44.4$$

$$Q_{ccf,f}(40) = 38.0$$

$$Q_{ccf,\eta f}(40) = 31.2$$

Valores extremos( $\sigma_a$ ):

$$1/85 (2.1)$$

$$7/87 (2.1)$$

Ver notas al Cuadro 1

Los análisis UT llevados a cabo sugieren lo siguiente:

Respecto al modelo UT1

(1) El modelo UT1 pone de manifiesto la importancia de las expectativas de los tipos de interés reales y producción, en la explicación del comportamiento de  $p_t$ . El modelo UT1 explica el 60% de variable estacionaria  $\nabla v_{12}p_t$ , depurada de los efectos de las anomalías en 2/86, 3/86, 1/87 y 10/87. Por consiguiente, el modelo de mercados eficientes, con tipos de interés variables, parece explicar un porcentaje elevado de la variabilidad de los rendimientos mensuales en la Bolsa de Madrid.

(2) Los signos de los coeficientes estimados son los correctos según el modelo teórico (6). Si se espera un aumento del tipo de interés real, el valor esperado del flujo de dividendos reales futuros disminuirá, y la cotización real de las acciones disminuirá. De la misma forma, si se espera un aumento de la producción, también se esperará un mayor valor presente de los dividendos reales futuros, esto es, la cotización real de las acciones aumentará.

(3) El factor de descuento  $\rho$  se estima en .45, muy inferior al .94 utilizado en Campbell y Shiller(1988b).

(4) Los valores extremos en 2/86, 3/86, 1/87 y 10/87, presentes en el modelo UTI para  $p_t$ , siguen presentes en el modelo UT1, con los mismos coeficientes estimados. Este hecho implica que dichas anomalías no se deben ni a "shocks" en tipos de interés reales ni a "shocks" en producción.

### Respecto al modelo UT2

(5) Tanto  $E_{t-1}(r_t)$  como  $E_{t-1}(LFMA_t)$  resultan ser relevantes en la explicación de  $p_t$ . Al ser conocidos en  $t$ , constituyen dos indicadores adelantados de  $p_t$ . La desviación típica del error de previsión un período hacia delante, asociada con el modelo UT2, se calculó en 4.8%. Dicha desviación típica es inferior en .8% a la registrada en el modelo UTI de  $p_t$  (5.6%). También es inferior en .3% a la obtenida para el modelo UTI del índice de cotizaciones nominales (ICN). El modelo UT2 presenta la ventaja adicional, respecto al modelo para ICN (no presentado en este trabajo), de no incluir una constante en la especificación del modelo del ruido. Dicha constante implica una tendencia determinista difícil de justificar.

(6) La descomposición de  $E_t(.)$  pone de manifiesto que, respecto al tipo de interés, el peso de la información específica al período  $t$ , en la explicación de  $p_t$ , es tan grande como el de toda la información acumulada hasta el período  $t-1$ . Para la variable  $LFMA_t$  ocurre todo lo contrario, los agentes a la hora de actualizar el valor presente de los rendimientos futuros, dan más importancia a la información acumulada sobre producción que a la información reciente.

## 5. Conclusiones

Bajo el supuesto de eficiencia y para el caso de la Bolsa de Madrid, este trabajo aporta evidencia empírica en favor de la

hipótesis de previsibilidad de rendimientos. La capacidad predictiva que se gana con los modelos UT1 y UT2, al introducir las expectativas sobre tipos de interés reales y producción, no es muy grande. La desviación típica del error de previsión un período hacia delante se reduce sólo un .8%.

Para el caso de los rendimientos mensuales de la Bolsa de Madrid, parece que la hipótesis de eficiencia no es disparatada. Esa afirmación se apoya en la capacidad explicativa del modelo de mercados eficientes. Además, la evidencia empírica sugiere que las cotizaciones reales reaccionan tanto a "shocks" recientes como a "shocks" pasados, acumulados. En el caso de los tipos de interés, el peso que los agentes dan a los "shocks" recientes y pasados acumulados, es el mismo. No pasa igual con la producción, los "shocks" acumulados hasta  $t-1$  tienen un peso mayor en la determinación de  $p_t$  que el "shock" reciente. Este resultado es el esperado si la variable LFMA se interpreta como un indicador de "la salud" o buen estado de la economía (Chen, 1991).

Algunos de los trabajos mencionados en la Introducción, sugieren que la predictibilidad de los rendimientos bursátiles, aumenta cuando los rendimientos se calculan para más de un período. El análisis de esta hipótesis para el caso español constituye una extensión clara de este trabajo. La aplicación de este tipo de modelos a los distintos grupos que forman el Índice General de Cotizaciones, así como el estudio de los efectos de variables internacionales, serían otras posibles extensiones del análisis.

## BIBLIOGRAFIA

Balvers R.J., T.F. Cosimano y B. McDonald, 1990. "Predicting Stocks Returns in Efficient Markets". Journal of Finance, vol.45, 4:1109-1127.

Box G.E.P. y G.M. Jenkins, 1970. Time Series Analysis Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day (Edición Revisada 1976).

Campbell J.Y., 1987. "Stock Returs and the Term Structure". Journal of Financial Economics, 18:373-399.

Campbell J.Y. y R.J. Shiller, 1988a. "Stock Prices, Earnings and Expected Dividend". Journal of Finance, vol. 43:661-676.

Campbell J.Y. y R.J. Shiller, 1988b. "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors". Review of Financial Studies, 1:195-228.

Chen N., 1991. "Financial Investment Oportunities and the Macroeconomy". The Journal of Finance, 46:529-554.

Fama E.F., 1970. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". Journal of Finance, 25:383-417.

Fama E.F. y K.R. French, 1988a. "Permanent and Temporary Components of Stocks Prices". Journal of Political Economy, 96:246-273.

Fama E.F. y K.R. French, 1988b. "Dividend Yields and Expected Stock Returns". Journal of Financial Economics, 22:3-25.

Fama E.F. y G.W. Schwert, 1977. "Asset Returns and Inflation". Journal of Financial Economics, 5:115-146.

French K.R., G.W. Schwert y R.F. Stambaugh, 1987. "Expected Stock Returns and Volatility". Journal of Financial Economics, 19:3-29.

Merton R.C. 1980. "On Estimating the Expected Returns in the Market". Journal of Financial Economics, 8:22-44.

Kein D. y R.F. Stambaugh, 1986. "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets". Journal of Financial Economics, 17:357-390.

Poterba J.M. y L.H. Summers, 1988. "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications". Journal of Financial Economics, 22:27-60.

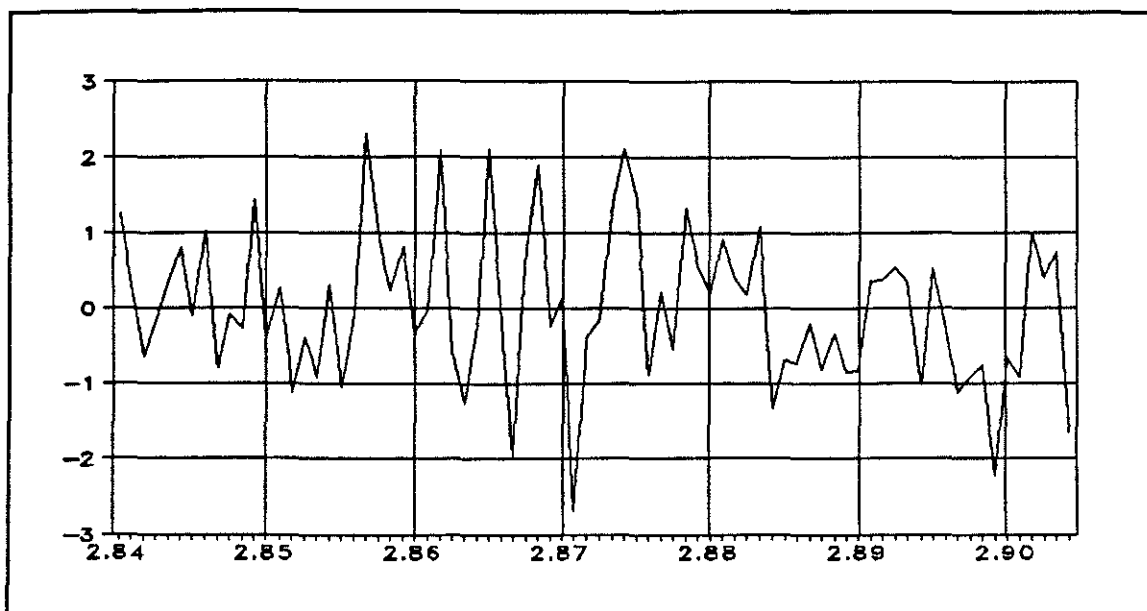
Shiller R., 1984. "Stock Prices and Social Dynamics". Brookings Papers in Economic Activity, 2:457-498.

Shiller R., 1989. Market Volatility. MIT Press.

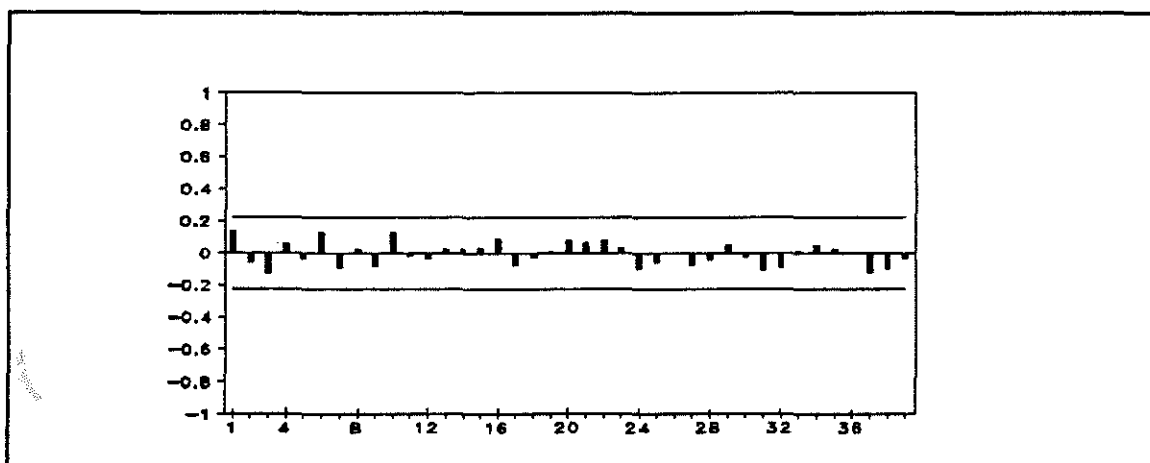
Summers L.H., 1986. "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?". Journal of Finance, 42:591-601.

West K.D., 1988. "Bubbles, Fads and Stock Price Volatility tests:  
A Partial Evaluation". Journal of Finance, 43:639-656.

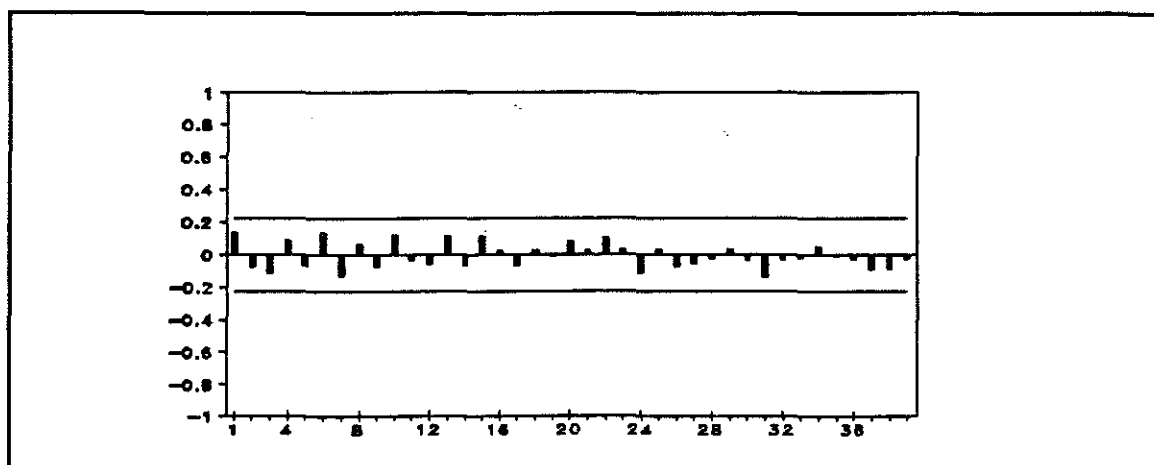
## APENDICE A



*Resíduos modelo UTI de  $p_t$*

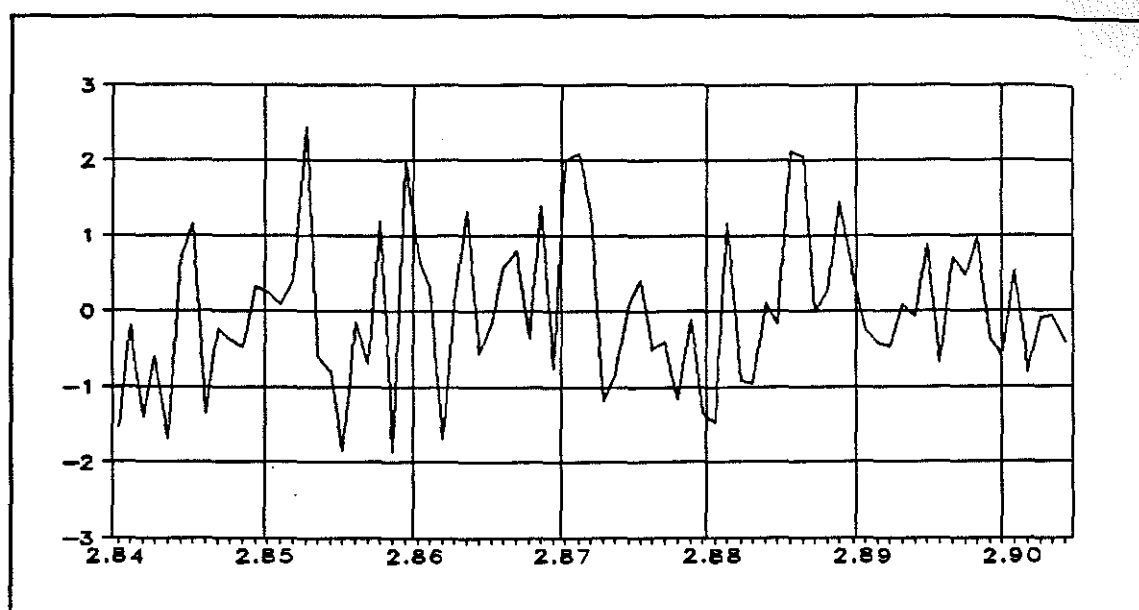


*ACF Resíduos modelo UTI de  $p_t$*

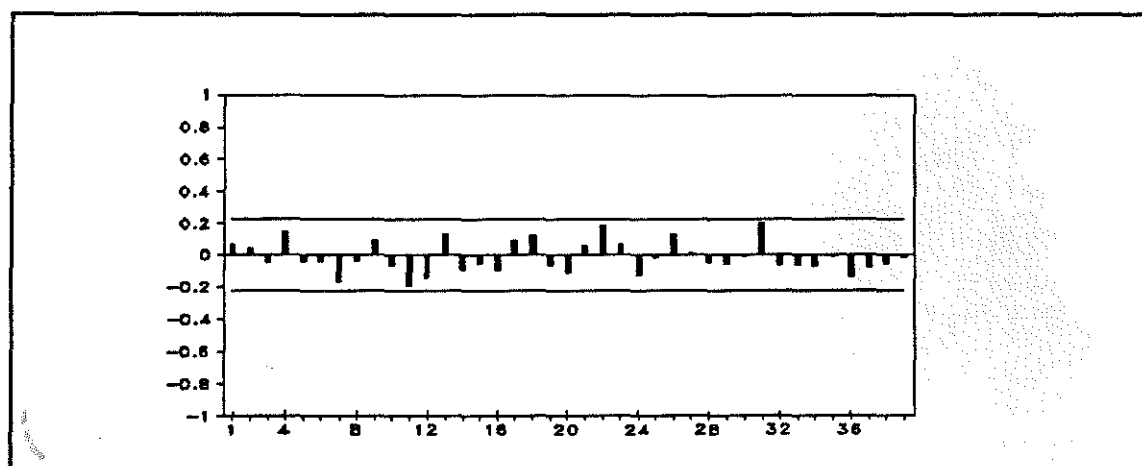


*PACF Resíduos modelo UTI de  $p_t$*

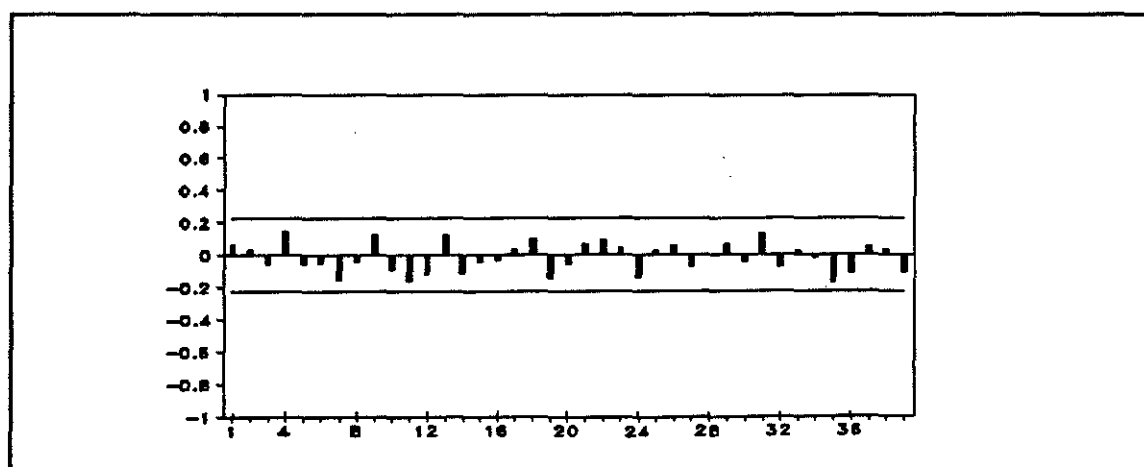




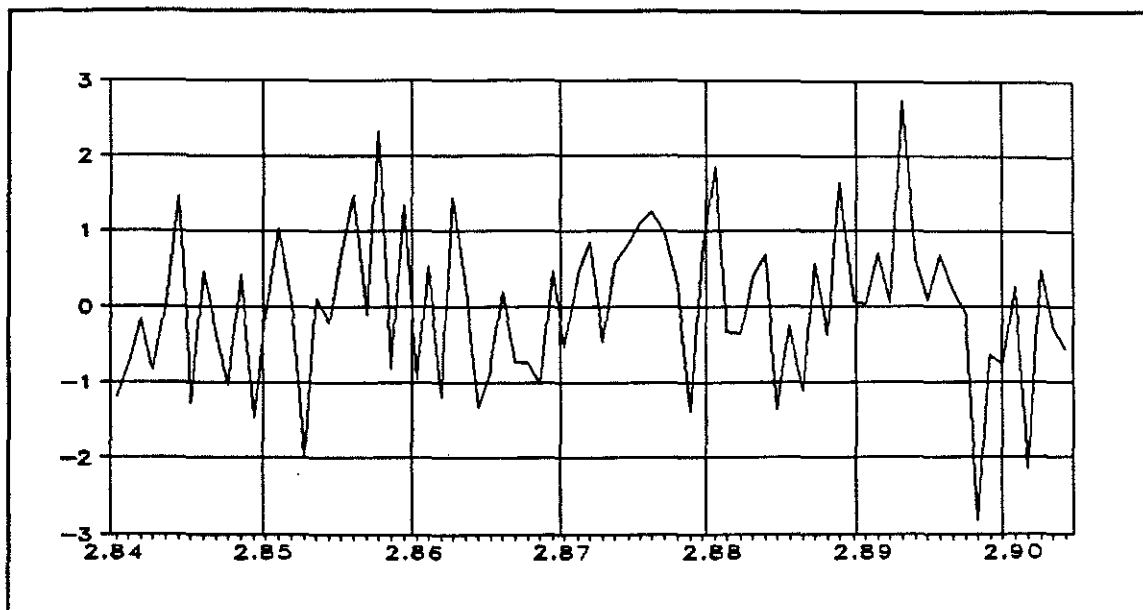
Resíduos modelo US de  $r_t$



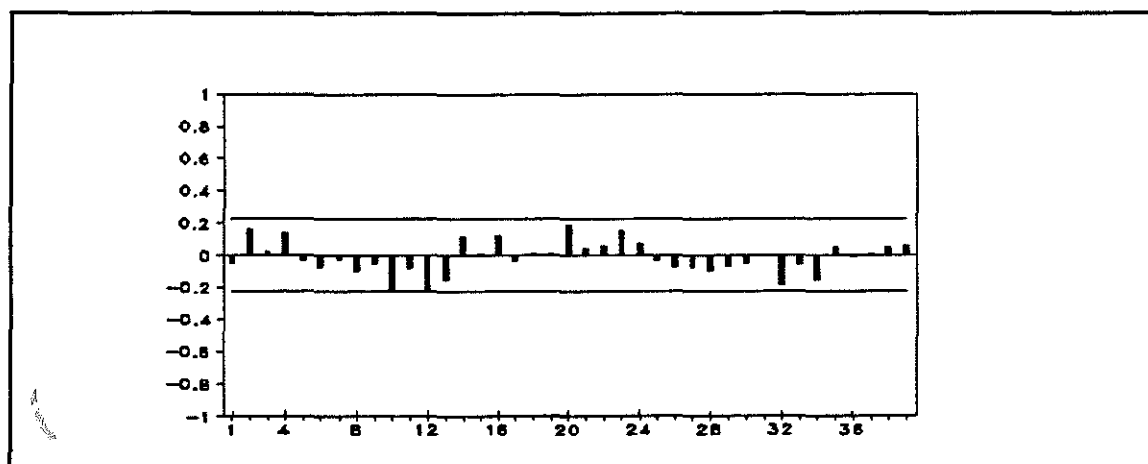
ACF Resíduos modelo US de  $r_t$



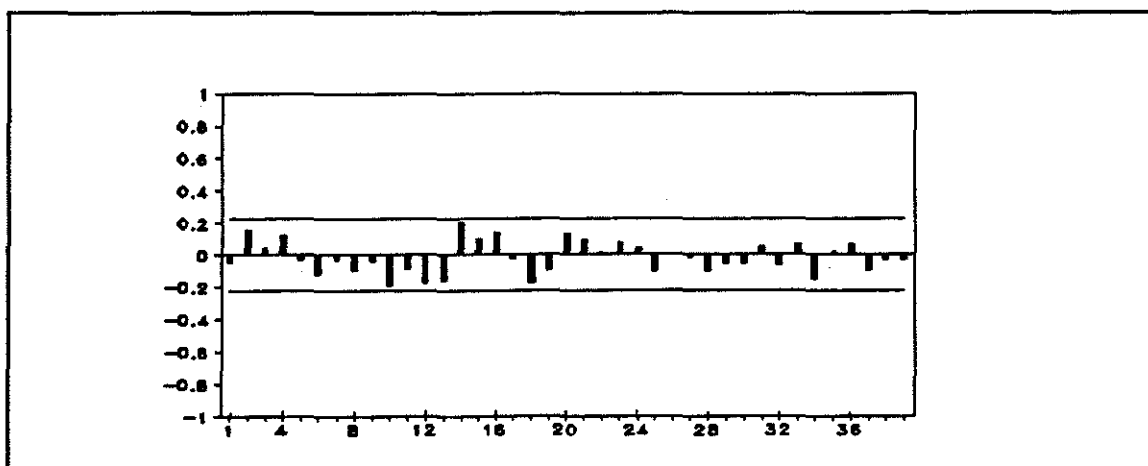
PACF Resíduos modelo US de  $r_t$



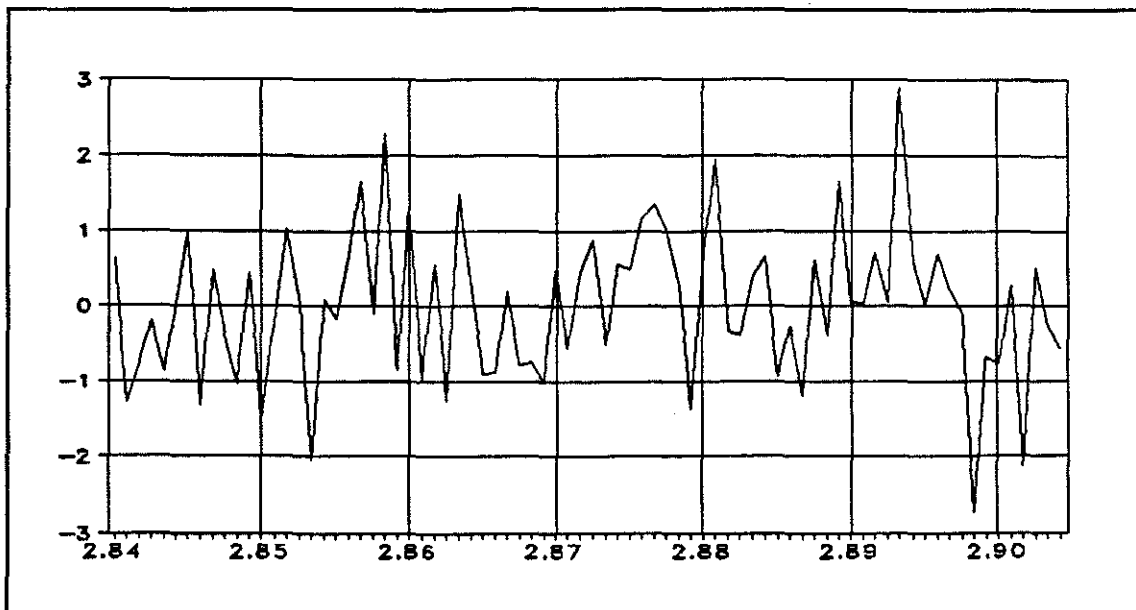
*Resíduos modelo US de  $y_t$*



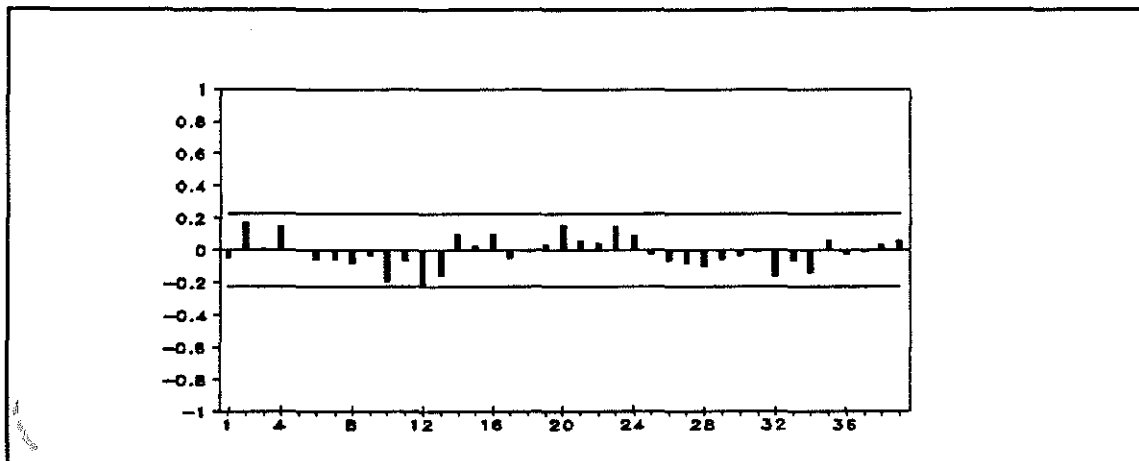
*ACF Resíduos modelo US de  $y_t$*



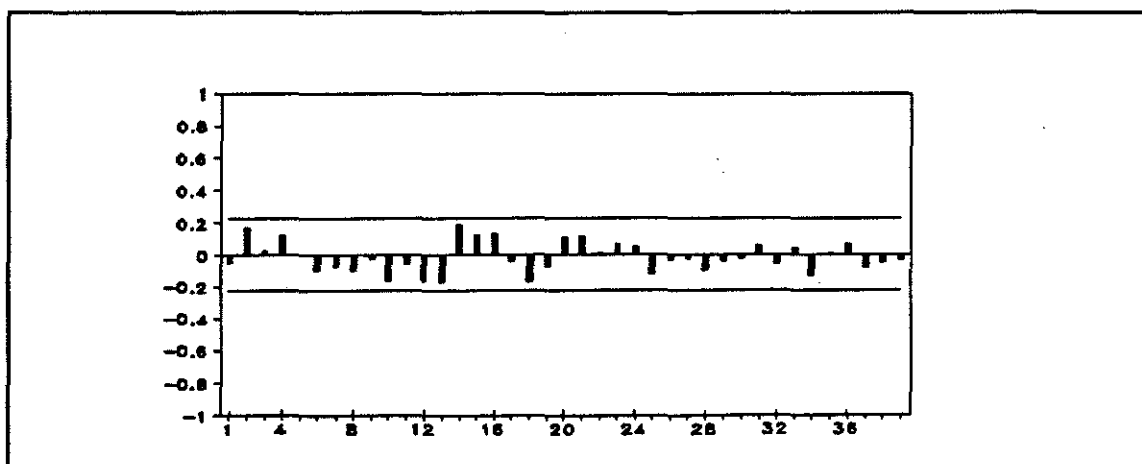
*PACF Resíduos modelo US de  $y_t$*



$\eta_{f,t}$

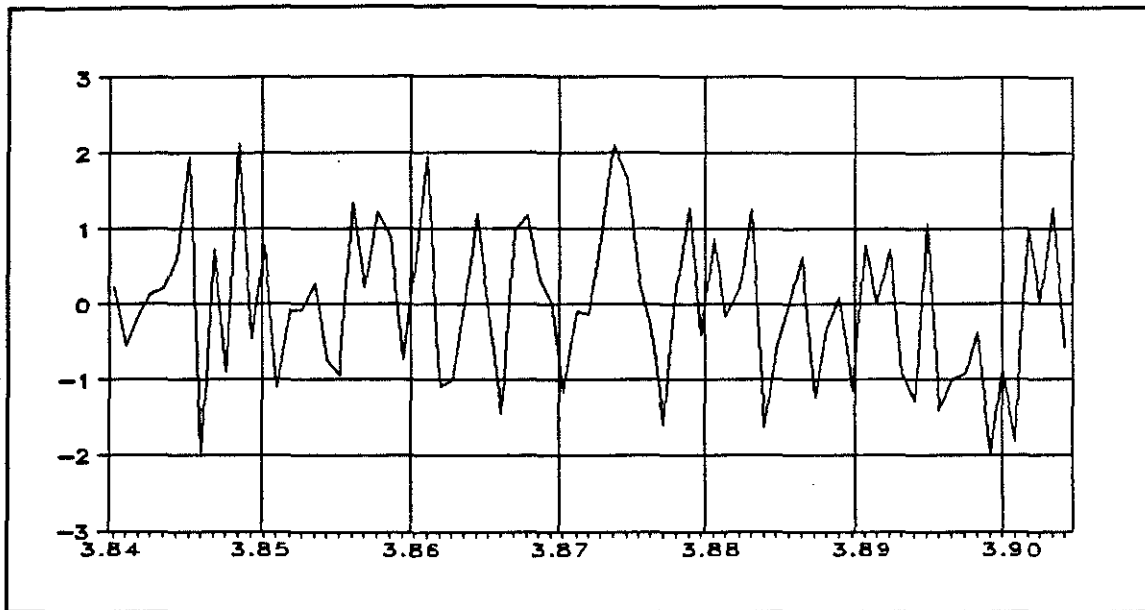


ACF  $\eta_{f,t}$

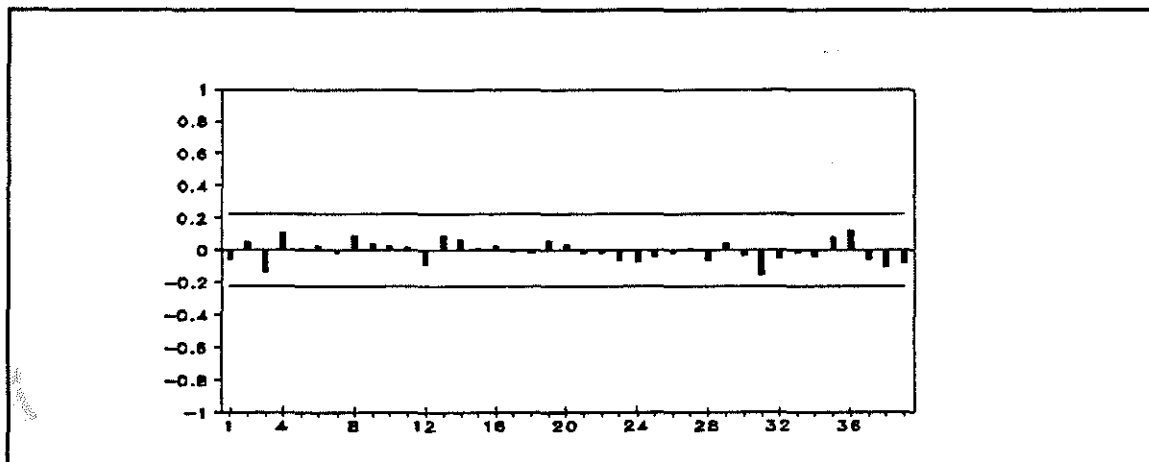


PACF  $\eta_{f,t}$

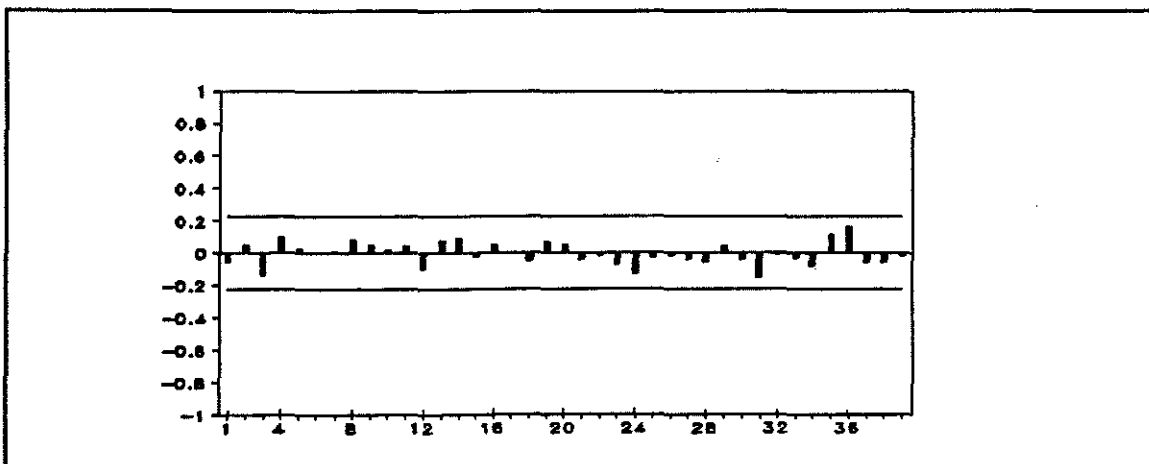
## APENDICE B



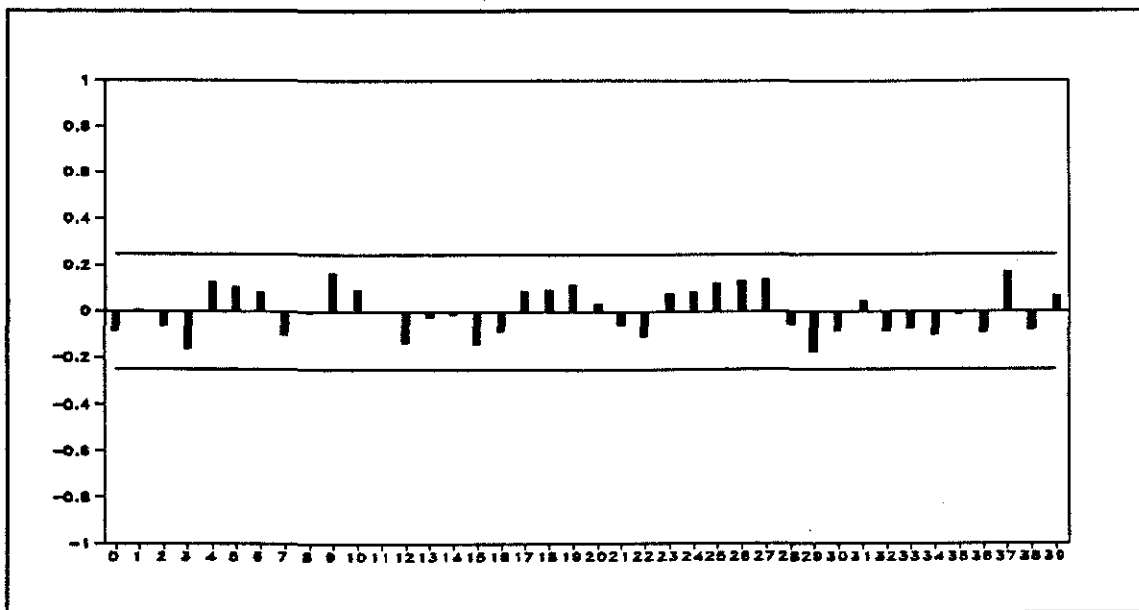
*Resíduos modelo UT1*



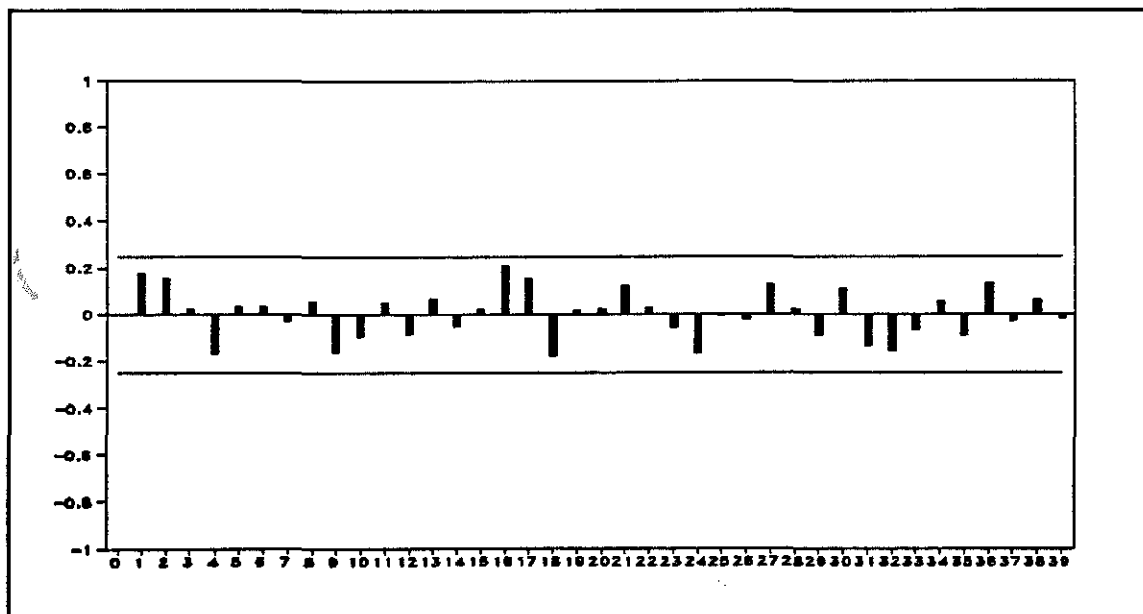
*ACF Resíduos modelo UT1*



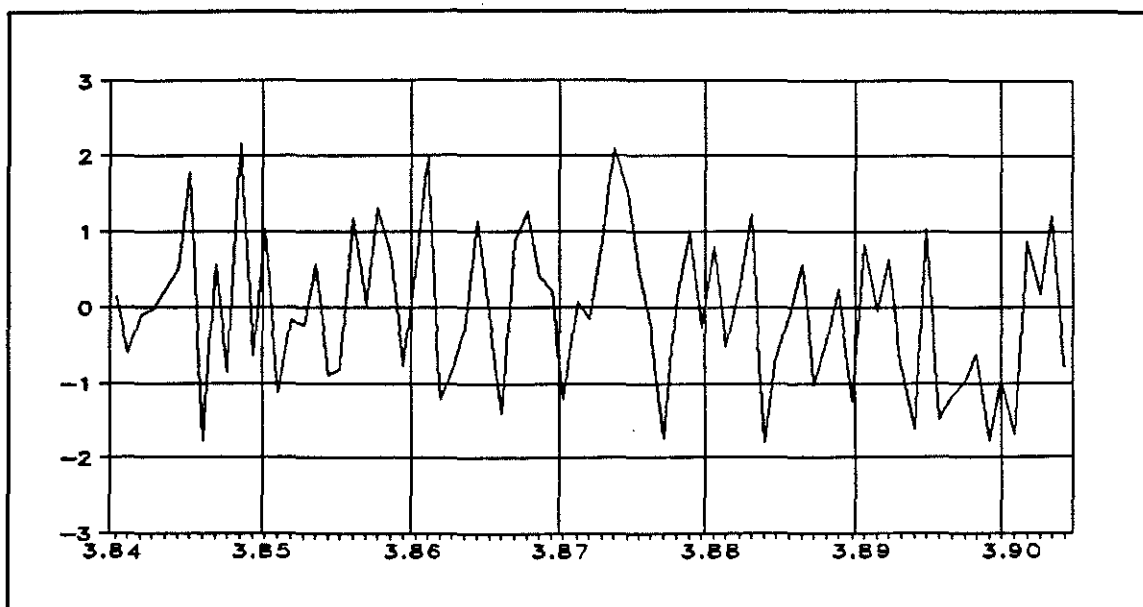
*PACF Resíduos modelo UT1*



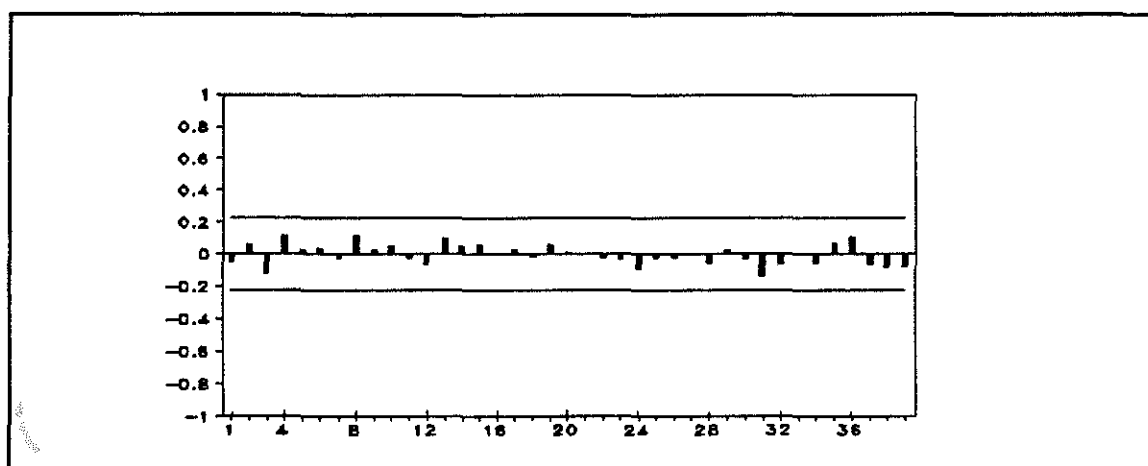
CCF  $E_t(r_t)$  VS Resíduos UT1



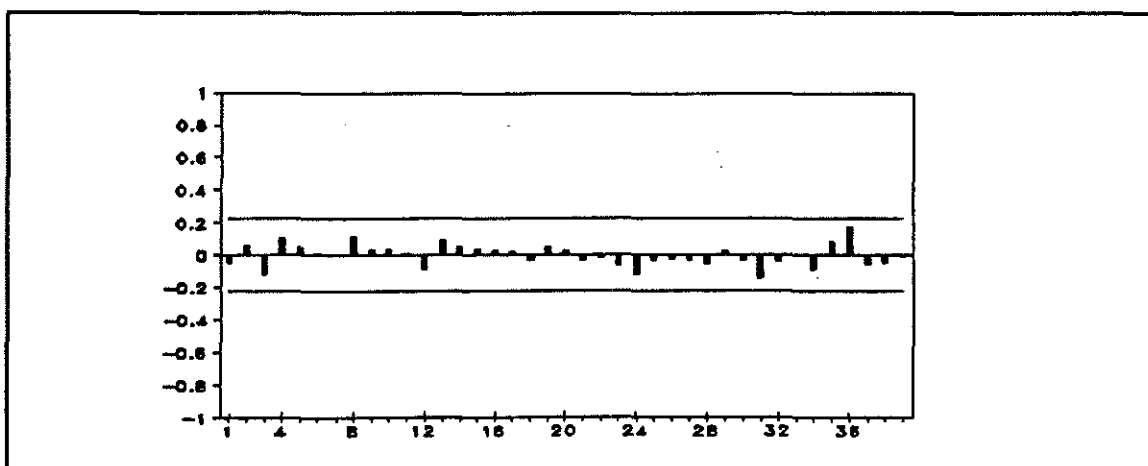
CCF  $E_t(LFMA_t)$  VS Resíduos UT1



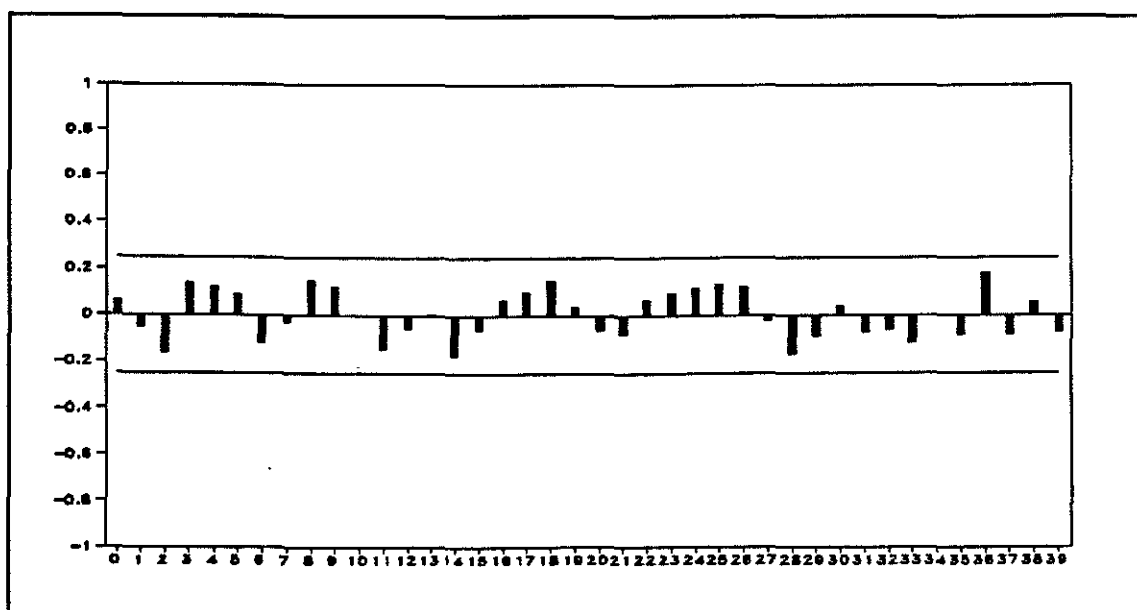
*Resíduos modelo UT2*



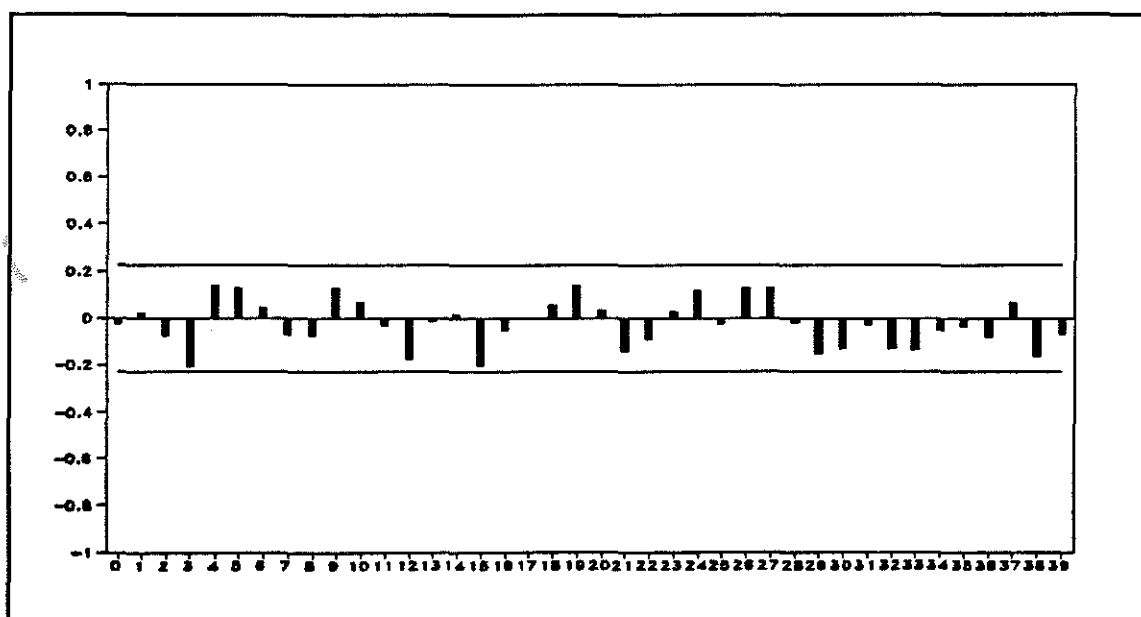
*ACF Resíduos modelo UT2*



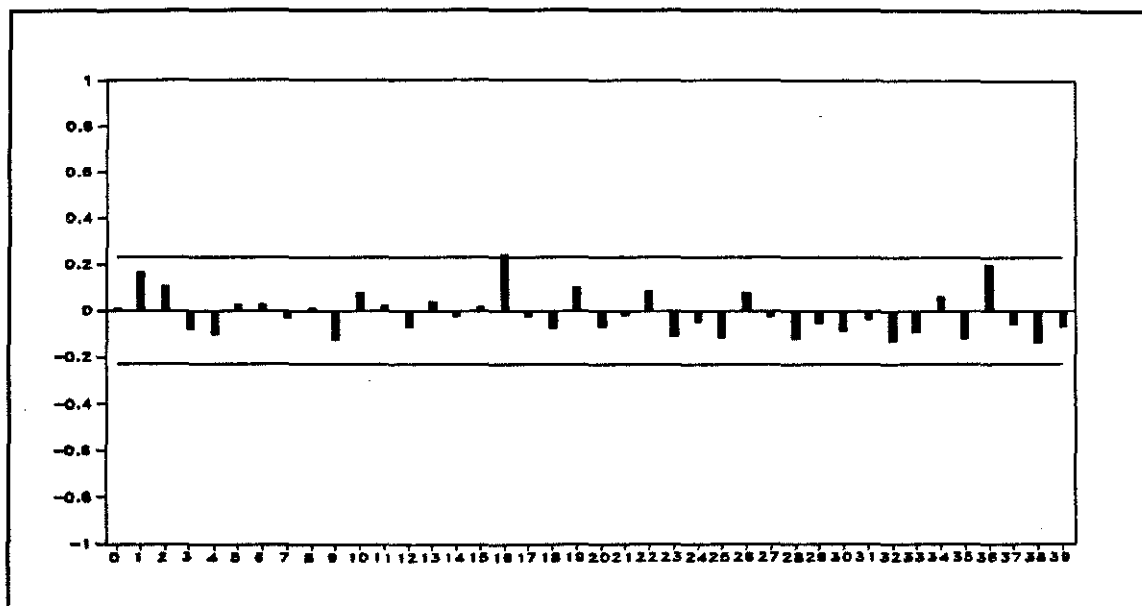
*PACF Resíduos modelo UT2*



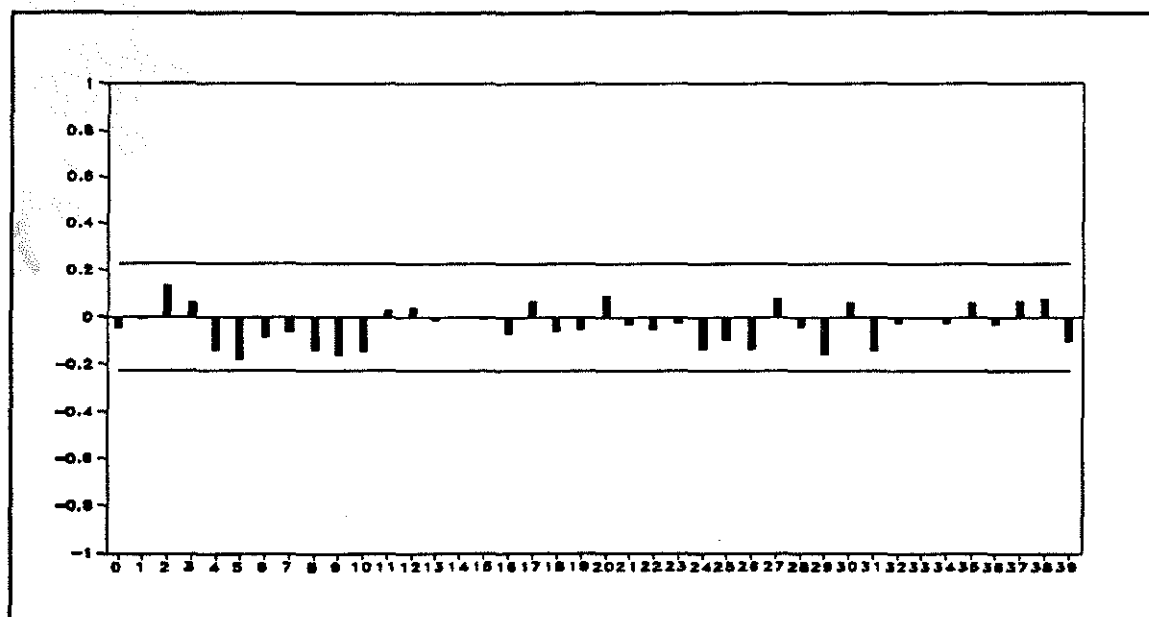
CCF  $E_{t-1}(r_t)$  VS Resíduos UT2



CCF  $a_{r,t}$  VS Resíduos UT2



CCF  $E_{t-1}(LFMA_t)$  VS Resíduos UT2



CCF  $\eta_{f,t}$  VS Resíduos UT2